

입사티브 요인모델을 이용한 가치척도 LOV의 실증분석

윤 만 화*

논문접수일 : 94. 9

게재확정일 : 94. 12

초 록

마케팅연구에서 자주 사용되는 서열 혹은 순위척도의 자료는 입사티브(ipsative) 속성을 지니고 있어 일반적인 요인분석이 부적합하다. 이와 관련하여 본 방법론적 연구에서는 마케팅분야에 있어 비교적 생소한 입사티브 공통요인모델(Jackson & Alwin 1980; Alwin & Jackson 1982)을 소개하고, 한국, 미국, 일본대학생 집단을 대상으로 수집한 LOV(List of Values) 순위와 평정척도의 자료를 이용하여 입사티브 요인모델의 광범한 응용가능성을 검토한다. 입사티브 단일요인모델을 이용한 실증분석 결과, 한국집단의 경우 제안모델의 자료 적합성이 입증되었으며 모수 추정치 또한 평정척도를 이용한 선행연구 결과와 비교적 일치하였다. 그러나 미국과 일본집단은 상대적으로 불만족스러운 결과를 보여 주었다. 또한 Jackson & Alwin이 가정한 입사티브 척도와 비입사티브 척도간의 변환행렬($A = I - p^{-1} 11'$)관계는 부적합한 것으로 나타났으며 이에 대한 대안적 변환행렬의 필요성이 지적되었다. 마지막으로 본 연구의 한계와 미래 연구를 위한 시사점이 제시되었다.

* 대구대학교 경상대학 경영학과, 조교수

I. 서론

마케팅 분야에 있어 인간의 가치체계는 소비자 행동을 예측하고 설명하기 위해 광범하게 활용되어 왔다(Homer & Kahle 1989; Kahle, Beatty, & Homer 1986; Kamakura & Novak 1992; Pitts & Woodside 1983). 특히, 과거연구가 집단별 가치구조의 서술에 한정되었다면, 최근의 연구에서는 가치개념을 토대로 시장을 동일한 가치체계의 소비자 집단으로 분류하는 시장세분화에 활용하고 있으며, 이를 위한 보다 타당한 세분기준을 구축하고자 추상적 가치개념의 측정에 관심이 집중되고 있다.

마케팅에서는 소비자의 가치개념을 측정하기 위하여 다양한 척도들이 활용되어 왔으나 대부분의 경우 순위척도(ranking scale)를 사용하였다. 순위척도는 가치개념이 본질적으로 지니고 있는 비교성과 경쟁성이라는 속성을 반영하고 있기 때문에 개념에 충실한 척도라 할 수 있다. 그러나 이같은 개념적 충실성에도 불구하고 순위척도는 실증연구에 있어 여러 가지 단점을 지니고 있다. 특히 자료분석상 가장 중대한 문제는 이 척도를 이용하여 자료를 수집하는 경우 입사티브(ipsative) ¹⁾ 특성을 지니게 된다는 점이다. 즉, 각 응답자에 있어 순위화된 가치항목들의 응답결과를 합하면 그 값은 언제나 일정하게 되며 이로 말미암아 가치항목들 사이에는 선형 종속성(linear dependency)이 존재하게 된다. 따라서 변수들의 내재요인(latent factor)을 분석하기 위하여 일반적으로 사용하는 공통요인분석(common factor analysis)을 입사티브 특성을 지닌 가치항목(변수)들에 적용하는 경우 그 가정의 부적합성으로 말미암아 분석상 무리가 따른다. 일반적으로 공통요인분석을 사용하는 경우에는 변수들 사이의 선형 독립성(linear independence)과 자료행렬의 正則性(nonsingularity)을 전제로 하는 반면, 입사티브한 가치항목들은 이같은 전제조건을 지니고 있지 못한다. 이와 같은 가정의 부적합성에도 불구하고 입사티브 변수에 대하여 공통요인분석을 무분별하게 적용되어 왔다. 그리고 이 문제에 대한 심각성은 여러 연구를 통하여 지적되었으며(Cattell 1952; Guilford 1954; Horst

1) 원래 "입사티브(ipsative)"란 각 응답자에 있어 척도를 구성하는 각 항목(변수) 값을 척도 평균값으로 중심화(centering)하는 것을 의미한다(Cattell 1944). 그러나 일반적으로 "입사티브"개념은 척도를 구성하는 변수 값들의 합계가 모든 응답자에게 동일한 경우에 적용된다. 가령, 5개 항목으로 구성된 서열척도(1순위에서 5순위까지)의 경우, 각 응답자의 변수 값 합계는 모두 15가 된다.

1965), 몇 가지 해결방안 또한 제시되기도 했으나(Horst 1965), 이들 또한 완전한 해결책이 되지 못하였다. 하지만 Alwin & Jackson(1982)은 Kohn(1969)의 “자녀행동에 대한 부모의 가치관” 척도를 이용한 요인분석에서 이 척도에 내재한 입사티브 문제를 입사티브 변환을 통하여 명백하게 고려하는 입사티브 요인모델을 제안하였다.

본 연구에서는 소비자 행동을 설명하기 위하여 빈번하게 사용하는 서열 가치척도를 이용하여 마케팅에서는 아직 생소한 입사티브 공통요인모델(Jackson & Alwin 1980)을 소개하고자 한다. 아울러 상이한 문화적 배경을 가진 한국, 미국, 일본대학생 집단을 대상으로 이 모델의 광범한 응용가능성을 검토하고자 한다. 이를 위하여 첫째, 입사티브 요인모델의 전반적 특성 - 입사티브 변환, 입사티브 요인모델의 구축 및 추정 - 을 이해한다. 둘째, 최근 마케팅연구에서 가치측정을 위하여 광범하게 사용되는 LOV(List of Values)의 순위척도 (Kahle 1983)에 대한 내재요인(underlying factor)을 입사티브 요인모델을 이용, 다양한 문화적 배경을 가진 집단에 걸쳐 분석함으로써 분석모델의 응용가능성을 검토한다. 입사티브 특성을 지닌 실제 자료의 입사티브 요인분석에 있어 Jackson & Alwin(1980)은 몇 가지의 가정을 전제하고 있다. 이와 관련, 입사티브 특성을 내포하지 않는 평정 LOV척도를 이용하여 입사티브 요인모델이 전제하는 가정의 적합성을 간접적으로 검토한다. 아울러 입사티브 요인모델의 광범한 활용을 위한 연구방향을 제시한다.

II. 입사티브 공통요인모델의 이해

2.1 자료의 입사티브 변환

모집단에 있어 p 개의 관찰가능한 확률변수벡터 $y(p \times 1)$ 는 동일한 매트릭(metric) 특성과 陽定值(positive definite)의 공분산행렬(이하 공분산이라함)을 지니고 있을때, 이 확률변수 벡터 y 를 입사티브 변환시키면

$$x=y-lw \quad (1)$$

여기서 1 는 단위벡터(unit vector, $(p \times 1)$), w 는 스칼라(scalar), 그리고 x 는 입사티브 특성을 지니는 $(p \times 1)$ 확률변수벡터이다. 일반적으로 $w = p^{-1}(1'y - c)$ 이며 c 는 개별 응답자의 전체 변수 값의 합계수치인 일정 상수가 된다. 이 경우 입사티브 변환은 각 응답자에 있어 p 개 변수의 합은 c 이지만, c 가 어떠한 값을 가지는가는 중요하지 않다. 편의를 위하여 c 를 0으로 정할 경우 $w = p^{-1}1'y$ 가 되며, 이때 (식1)은 다음과 같다.

$$x = y - 1 p^{-1}1'y \quad (2.1)$$

$$= y - p^{-1}11'y \quad (2.2)$$

$$= (I - p^{-1}11')y \quad (2.3)$$

$$= Ay \quad (2.4)$$

(식2. 4)에서 $A = (I - p^{-1}11')$ 는 입사티브 변환행렬로서 階數(rank)가 $p-1$ 인 대칭(symmetric) idempotent 행렬이다. 즉, 입사티브 특성을 지니지 않았던 y 가 변환행렬 A 를 통하여 입사티브 특성을 지닌 x 가 되며, 아울러 x 의 공분산은

$$\Sigma_x = A \Sigma_y A' \quad (3)$$

여기서 Σ_y 는 입사티브 이전의 변수 y 의 공분산이다. 전술하였듯이 변환행렬 A 의 階數는 $p-1$ 이기 때문에 (식3)에서 非正則變換(singular transformation)을 통하여 Σ_x 는 非正則行列(singular matrix) Σ_x 이 된다. 그리고 非正則 Σ_x 을 대상으로 正則行列(nonsingular matrix)을 전제조건으로 하는 통계분석은 적용할 수 없다. Clemans(1956)에 의하면, 입사티브 공분산 Σ_x 는 일반 공분산과 달리 몇 가지 특성을 지니고 있다. 첫째, Σ_x 에 있어 각 행(혹은 열)의 합계는 0이며, 둘째, 입사티브 변수벡터와 어떤 기준변수(criterion variable)의 공분산들의 합계 또한 0가 되며, 마지막으로 p 개로 구성된 입사티브 변수벡터에 있어 구성변수의 개수(p)가 증가할수록 Σ_x 는 Σ_y 에 접근하게 된다. 이처럼 입사티브 공분산 Σ_x 는 非正則이며 陽定值이지 못하기 때문에 陽定值를 전제로 하는 일반요인분석을 적용하는데 어려움이 있다. 물론 이 공분산행렬의 定則性(nonsingularity)을 얻기 위하여 임의로 어떤 변수를 제거한 후 요인분석을 할 수 있지만 이러한 방법은 입사티브 문제에 대한 근본적인 해결책으로 볼 수 없다.

2.2 입사티브 척도의 요인분석모델

본 연구의 주요 관심은 비입사티브한 자료를 입사티브 변환에 의해 얻어진 자료가 아니라, 순위법(ranking)처럼 측정방법으로 말미암아 입사티브 특성을 지니는 자료에 있다. 하지만 이러한 상황에 적용가능한 요인분석모델의 개발에 앞서 입사티브 변환에 의해 얻어진 자료에 대한 요인분석모델을 우선 개발하도록 한다. 이를 위하여 입사티브변환 이전의 변수에 대한 요인모델의 존재를 가정해야 한다. 그리고 이들로 부터 얻은 계수추정치를 변환시킴으로써 입사티브 요인모델에 대한 계수추정치를 구할 수 있다.

입사티브변환 이전의 측정변수벡터 $y(p \times 1)$ 에 대한 요인분석모델은

$$y = \Lambda_v \xi + \delta \tag{4}$$

여기서 $\Lambda_v(p \times k)$ 는 요인적재계수의 행렬, ξ 는 $(k \times 1)$ 공통요인벡터, 그리고 δ 는 $(p \times 1)$ 오차 벡터이다. 그리고 편의상 모든 변수, 즉 측정(관찰)된 변수 y 와 요인변수 ξ 를 중심화(centered)시키고 ξ 와 δ 는 통계적으로 상호 독립으로 가정할 때 (식4)의 요인모델은 다음과 같은 특성을 지니게 된다.

$$E(y) = 0 \tag{5.1}$$

$$E(\xi) = 0 \tag{5.2}$$

$$E(\delta) = 0 \tag{5.3}$$

$$E(\xi \delta') = 0 \tag{5.4}$$

$$E(\xi \xi') = \Phi_v \tag{5.5}$$

$$E(\delta \delta') = \Theta_v \tag{5.6}$$

여기서 행렬 Φ_v 와 Θ_v 는 요인과 오차에 대한 공분산을 각각 나타내며, 오차의 공분산 Θ_v 는 陽定値의 對角行列(diagonal matrix)로 가정한다. 이때 y 의 공분산은 (식 4)와 (식 5.1)-(식 5.6)에 의하여 다음과 같다.

$$E(yy') = \Sigma_y = \Lambda_v \Phi_v \Lambda_v' + \Theta_v \tag{6}$$

이제, 전술한 요인분석모델과 가정 그리고 입사티브 변환((식 2.1)-(식 2.4))을 기초로 입사티브 변수 x 를 위한 요인분석모델을 구성할 수 있다. 우선, (식4)를 (식2.4)에 대입하면

$$x = Ay = (I - p^{-1}11')(\Lambda_y \xi + \delta) \quad (7.1)$$

$$= (\Lambda_y \xi + \delta) - 1p^{-1}1'(\Lambda_y \xi + \delta) \quad (7.2)$$

$$= (\Lambda_y \xi + \delta) - 1(\bar{\Lambda}' \xi + \bar{\delta}) \quad (7.3)$$

$$= (\Lambda_y 1 \bar{\Lambda}') \xi + (\delta - 1\bar{\delta}) \quad (7.4)$$

$$= \Lambda_x \xi + A\delta \quad (7.5)$$

(식7.4)의 $\Lambda_x = \Lambda_y - 1\bar{\Lambda}'$ 에서 $\bar{\Lambda}$ 는 $\bar{\Lambda}_y$ 의 각 열을 구성하는 요인적재치의 평균값이며 $\bar{\delta}$ 은 요인모델의 오차들(δ)의 평균이다. 여기서, 입사티브변환 이전의 변수 y 에 대한 요인모델(식 4)와 변환 이후의 변수 x 에 대한 요인모델(식7.5)에는 몇 가지 차이가 있다. 우선, 변수 y 의 경우 적재계수 행렬은 Λ_y 인 반면에 x 의 요인적재계수 Λ_x 는 $\Lambda_y - 1\bar{\Lambda}'$ 이다. 즉, 입사티브 변환으로 x 의 요인모델에서 요인적재계수는 Λ_y 의 각 개별 요인적재치과 그것이 속한 요인적재열의 평균($\bar{\Lambda}$)과의 편차를 나타내며 각 적재열을 구성하는 적재치를 합하면 그 값이 0가 된다. 또한 (식 4)에서 볼 수 있듯이, y 에 대한 요인모델에서는 오차(δ)들은 상호 독립적인(恒等行列 I 때문에) 반면 x 에서는 변환행렬 A 는 대각행렬이 아니므로 오차 상호간 체계적인 상관관계를 가진다(식7.5). 따라서 입사티브 x 의 요인모델은 다음과 같이 표현될 수 있다.

$$x = [\Lambda_x | A] \begin{bmatrix} \xi \\ \delta \end{bmatrix} \quad (8)$$

이 요인모델의 특성은

$$E(x) = 0 \quad (9.1)$$

$$E(\xi) = 0 \quad (9.2)$$

$$E(\delta) = 0 \quad (9.3)$$

$$E(\xi \delta') = 0 \quad (9.4)$$

$$E(\xi \xi') = \Phi_y \quad (9.5)$$

$$E(A\delta\delta'A) = A\Theta_y A = \Theta_x \quad (9.6)$$

(식 9.6)의 Θ_y 와 Θ_x 를 구체적으로 비교하기 위하여 θ_{yi} 과 θ_{yj} 를 Θ_y 의 대각선상 i 와 j 번째 요소라 하고 $\bar{\theta}_{yi}$ 을 Θ_x 의 대각선 요소의 평균값이라 할 때, Θ_x 의 i 번째 대각선 요소 x_i 는 $\theta_{xi} = (1 - 2p^{-1})\theta_{yi} + p^{-1}\bar{\theta}_{yi}$ 이며 비대각선은 $\theta_{xi} = -p^{-1}(\theta_{yi} + \theta_{yj} - \bar{\theta}_{yi})$ 과 같은 요소를 가지게 된다. (식 8)과 (식9.1) - (식9.6)을 토대로 x 의 공분산은 다음과 같은 식을 가진다.

$$\begin{aligned}
 E(xx') &= \Sigma_x \\
 &= \Lambda_x \Phi_x \Lambda_x' + A \Theta_y A' \\
 &= [\Lambda_x | A] \begin{bmatrix} \Phi_y & 0 \\ 0 & \Theta_y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Lambda_x' \\ A' \end{bmatrix}
 \end{aligned} \tag{10}$$

2.3 입사티브 요인모델의 추정

요인모델의 추정에 있어 입사티브 이전의 변수와 이후의 변수 사이에는 흥미로운 관계가 존재한다. 우선, 입사티브변환 이후에도 모델의 요인 (ξ)과 이들 요인 공분산 (Φ)은 동일하다는 점이다. 둘째, 전술하였듯이 x 의 요인모델에서 요인적재계수 Λ_y 의 각 개별 적재치와 그것이 속한 요인적재열의 평균($\bar{\Lambda}$)과의 편차이다. 셋째, 입사티브변환으로 말미암아 모델오차들은 상관관계를 갖게 되며, 이로 말미암아 입사티브 변수에 대하여 탐색적 요인분석(exploratory factor analysis)는 부적합하다. 탐색적 분석에서는 A 를 I (恒等行列)로 처리하므로 이 경우 적재치는 $(\Lambda_y - I\bar{\Lambda}')$ 에 대한 근사치라 할 수 있다. 따라서 근사치이기 때문에 요인적재치의 크기에서 볼 때 입사티브 요인분석과 동일한 순위형태를 보일지라도, 탐색적 분석은 입사티브 방법과 마찬가지로 각 열의 평균적재치($\bar{\Lambda}$)을 모르기 때문에 해석상의 문제를 지니게 된다.

언급하였듯이, Σ_x 는 非正則 行列이기 때문에 임의의 한개 변수를 제거하지 않으면 요인분석이 불가능하다. 한 개의 변수를 제외한 후 $p-1$ 개로 구성된 변수벡터를 x^* 라고 했을 때, (식 8)은 다음과 같이 재정리될 수 있다.

$$x^* = [\Lambda_x^* | A^*] \begin{bmatrix} \xi \\ \delta \end{bmatrix} \tag{11}$$

여기서 Λ_x^* 과 A^* 는 (식 8)의 행렬 Λ_x 와 A 에서 임의로 1개의 행(항목)을 제외한 것이며, $[\Lambda_x^* | A^*]$ 는 $(p-1) \times (k+p)$ 형태의 행렬을 구성하게 된다. 그러나 $\begin{bmatrix} \xi \\ \delta \end{bmatrix}$ 의 공분산은 (식 10)과 동일하다. (식 11)은 A^* 은 변환행렬로 그 값을 이미 알고 있으며 이들은 모델추정시 제약(constrained)되므로, 모델이 인정(identification)되는 경우 Λ_x^* , Φ_x , Θ_y 의 추정치를 구할 수 있다. 그리고 추정을 위하여 임의로 제외된 항목의 적재추정치는 Λ_x^* 의 각 열에 포함된 적재추정치들의 합계에 마이너스(-)를 취함으로써 얻을 수 있다.

Ⅲ. LOV척도에 대한 입사티브 요인모델의 응용

3. 1 LOV(List of Values)척도

지금까지 입사티브 공통요인모델의 특성을 전반적으로 소개한 반면, 본 절에서는 입사티브 특성을 지니고 있는 개인가치(personal values)의 측정을 위한 순위 LOV척도의 실제자료를 이용하여 입사티브 요인모델의 응용가능성을 검토한다.

LOV척도는 가치에 관련한 기존의 연구(Feather 1975; Maslow 1954; Rokeach 1973)에 영향을 받아 Kahle(1983)가 제안한 척도로서, 그 이론적 근거는 사회적응론에 두고 있다. 사회적응론에 의하면 가치란 인간의 환경에 대한 적응을 원활하게 해주는 역할을 담당하는 가장 추상적인 형태의 사회적 인식작용으로 정의된다(Kahle 1983). 즉, 가치란 인간이 최적기능을 유지하는데 도움이 되는 환경과의 교류를 촉진하기 위하여 환경으로부터의 정보를 동화, 수용, 조직, 통합하는 과정에서 지속적으로 형성되는 적응의 추상적 개념이다(Homer & Kahle 1988). 따라서 가장 추상적인 형태의 사회적 인식작용으로서 가치는 환경적응과 관련한 가장 기본적인 특성을 내포하며 아울러 이로부터 인간의 태도와 행위가 도출된다. 가치라는 인식작용을 통하여 인간은 진입할 상황을 선택하며 그리고 선택된 상황에서의 행동을 결정한다. 그 간 개인가치의 측정을 위하여 광범하게 사용되어온 Rokeach(1973)의 RVS(Rokeach Value Survey)와 달리, Kahle의 사회적응론에서는 가치를 목표가치(terminal values)와 수단가치(instrumental values)로 구분하지 않고 있다. 이는 가치란 한 개인의 입장에서는 최종상태(end-states)로 지각되지만 인간의 생활환경에의 적응을 위한 도구적인 역할도 지니고 있기 때문이다.

가치척도 LOV는 9개의 가치항목--소속감(sense of belonging), 재미있고 즐거움(fun and enjoyment), 자기달성(self-fulfillment), 타인과의 따뜻한 관계(warm relationship with others), 존경을 받음(being well-respected), 흥미진진함(excitement), 성취감(self-accomplishment), 안전(정)감(security), 자기존중(self-respect)--으로 구성되어 있다. 이는 36개 항목으로 구성된 순위척도 RVS에 비하여 단순화된 척도로서 피조사자의 응답부담을 완화시켜줄 뿐만 아니라, 응답조사시 순위(ranking), 평정(rating), 최우선 2개의 가치항목을

응답자가 기재할 수 있는 유연성이 있다. 이같은 유연성과 편이성으로 말미암아 LOV는 마케팅분야의 실증연구에서 점차 광범하게 이용되고 있다(Beatty, Kahle, & Misra 1985; Grunert, Grunert, & Beatty 1989; Kahle, Beatty, & Homer 1989; Pitts & Woodside 1984; Swenson & Herche 1994).

3. 2 자료

LOV척도를 이용하여 입사티브 요인모델의 실제 응용가능성을 광범하게 검토하기 위하여 한국(서울과 지방에 소재하는 2개 대학, 318명), 미국(3개 대학, 699명), 그리고 일본(2개 대학, 195명)에서 경영학을 수강하는 대학생 집단을 선택하였다. 표본추출은 무작위방법이 아니라 조사상의 시간과 경비절약을 위하여 편의추출법(convenience sampling)이 채택되었다. 모든 경우에 있어 해당 대학의 교수가 설문조사 과정에 참여하였으며 번역이 필요한 경우 번역·역번역과정에도 관여하였다. 설문지 조사는 수업시간중에 실시되었기 때문에 100%의 회수율을 기록 하였다.

9개 항목으로 구성된 LOV척도에 대하여 각 응답자는 순위척도와 평정척도에 의하여 응답하도록 하였다. 순위척도의 경우, 9개 가치항목에 대하여 인생에서의 상대적 중요성에 따라 가장 중요한 1순위에서부터 가장 중요하지 않은 9순위까지 응답하는 상대평가가 이루어졌다. 반면, 평정척도는 각 가치항목에 대하여 9점 평정척도(1(가장 중요하다)↔9(가장 중요하지 않다))를 이용하는 절대평가가 시행되었다. 설문조사 결과 평정척도에서는 소수의 동일응답 혹은 극단응답현상이 나타났으며 서열척도에서는 약간의 결측치(missing value)가 발견되었다. 이들을 제외한 후 분석에 사용될 수 있는 유효표본규모는 한국 285명, 미국 658명, 일본 183명이었다.

3. 3 실증분석의 결과

실증분석을 위하여 설문자료에서 서열척도와 평정척도를 각각 구성하는 9개 항목의 표본평균, 표준편차, 그리고 상관계수를 구하였다. <표1>에서 대각선 상단은 평정항목들의 상관계수를 그리고 대각선 하단은 순위항목들간의 상관계수를 포함하고 있다. 평정항목의 경우 한국집

〈표 1〉 LOV척도 평정·순위항목의 표본평균, 표준편차, 상관계수

	평 정 항 목									평균	표준편차
	SB	FE	WR	SF	BWR	EX	SA	SE	SR		
	순 위 항 목										
한국(n=285)											
SB(소속감)	1	.361	.525	.051	.426	.578	.280	.444	.211	3.109	2.198
FE(재미·즐거움)	-.191	1	.309	.178	.309	.376	.270	.354	.136	2.989	2.043
WR(따뜻한 관계)	.042	-.070	1	.152	.340	.481	.324	.380	.023	2.684	1.917
SF(자기달성)	-.183	-.093	-.163	1	.287	-.084	.335	.179	.051	2.712	2.098
BWR(존중을 받음)	-.077	-.170	-.224	.092	1	.463	.359	.503	.252	4.747	2.501
EX(흥미진진함)	.085	-.010	.241	-.537	-.209	1	.265	.487	.096	4.453	2.983
SA(성취감)	-.312	-.049	-.091	.087	-.059	-.198	1	.460	.018	2.775	1.846
SE(안전(정)감)	-.256	-.048	-.253	.078	.031	-.113	-.014	1	.242	3.877	2.303
SR(자기존중)	.142	-.106	-.114	-.410	-.108	.332	-.157	-.144	1	4.621	2.447
평균	4.621	4.004	3.344	4.067	6.761	6.291	4.207	5.498	5.004		
표준편차	2.331	2.277	2.075	2.616	2.261	2.633	2.210	2.36	2.601		
미국(n=68)											
SB(소속감)	1	.312	.450	.283	.424	.247	.271	.392	.326	3.778	2.007
FE(재미·즐거움)	-.217	1	.488	.352	.23	.636	.290	.226	.215	2.929	1.752
WR(따뜻한 관계)	.032	.062	1	.363	.322	.286	.375	.363	.409	2.561	1.652
SF(자기달성)	-.259	-.165	-.218	1	.411	.351	.592	.249	.442	2.415	1.602
BWR(존중을 받음)	.060	-.319	-.254	-.144	1	.324	.421	.380	.491	2.878	1.731
EX(흥미진진함)	-.269	.410	-.067	-.041	-.234	1	.384	.166	.180	4.150	2.183
SA(성취감)	-.288	-.234	-.253	.131	.017	-.099	1	.347	.469	2.340	1.572
SE(안전(정)감)	-.010	-.175	-.132	-.287	-.112	-.257	-.171	1	.444	2.971	1.947
SR(자기존중)	-.134	-.388	-.143	-.018	.047	-.350	.007	-.004	1	1.997	1.562
평균	6.056	5.184	3.939	4.014	5.527	7.421	4.132	5.357	3.369		
표준편차	2.433	2.442	2.167	2.396	2.156	2.050	2.097	2.562	2.239		
일본(n=183)											
SB(소속감)	1	.343	.466	.189	.447	.115	.190	.508	.297	4.454	2.250
FE(재미·즐거움)	-.203	1	.387	.266	.308	.335	.223	.268	.364	2.962	1.765
WR(따뜻한 관계)	.194	-.006	1	.193	.184	.016	.045	.386	.086	2.131	1.672
SF(자기달성)	-.253	-.096	-.161	1	.344	.242	.517	.439	.412	1.809	1.250
BWR(존중을 받음)	-.312	.245	-.175	.009	1	.305	.523	.320	.641	4.913	2.302
EX(흥미진진함)	-.182	.073	-.228	-.095	-.190	1	.459	.016	.266	3.372	2.071
SA(성취감)	-.345	-.344	-.381	.089	.217	.051	1	.368	.497	2.667	1.668
SE(안전(정)감)	.257	-.083	.132	-.201	-.220	-.481	-.298	1	.357	2.563	1.649
SR(자기존중)	-.250	-.102	-.432	-.019	.024	-.129	.080	-.139	1	4.044	2.056
평균	6.852	4.678	3.011	2.503	7.393	5.158	4.541	4.306	6.557		
표준편차	2.082	1.956	2.123	1.561	1.938	2.432	1.991	2.139	2.072		

〈표 2〉 순위 LOV척도의 입사티브 단일요인모델 추정치

	한 국		미 국		일 본		입사티브 변환행렬 A ^a									
	Λ_x	Θ	Λ_x	Θ	Λ_x	Θ										
SB	-.40	6.16	-.41*	6.81	.87*	4.28	.89	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11
FE	-.05	5.80	1.94*	2.12	.63*	4.40	-.11	.89	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11
WR	-.57*	4.16	.30*	5.33	1.13*	3.04	-.11	-.11	.89	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11
SF	1.73*	3.95	-.26*	6.39	-.32	2.70	-.11	-.11	-.11	.89	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11
BWR	.53*	5.38	-.78*	4.49	-.83*	4.12	-.11	-.11	-.11	-.11	.89	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11
EX	-2.17	1.89	1.07*	3.18	.29	7.16	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	.89	-.11	-.11	-.11	-.11
SA	.50*	5.10	-.47*	4.59	-.98*	3.76	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	.89	-.11	-.11
SE	.39*	5.95	-.37*	7.55	.13	4.47	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	.89	-.11
SR	.04	17.95	-1.02	4.44	-.92	4.37	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	-.11	.89

적합도 :

χ^2 (d.f.=19)	38.68	155.59	68.86
(p 값)	(.005)	(.000)	(.000)
GF1	.967	.940	.919
AGF1	.938	.887	.847
RMSR	.297	.458	.476
$\Delta\chi^2$ (Δ d.f.=8)	119.23	288.09	59.95
(p 값)	(.000)	(.000)	(.000)
TLI	.786	.534	.309
BBI	.755	.649	.465

a. 모수치 고정 * 표본추정치는 표준오차의 2배 이상임

단에서 SF(자기달성)와 EX(흥미진진함)사이에만 음(-)의 상관관계가 나타났을 뿐 나머지 항목사이에서는 미국과 일본집단과 마찬가지로 모두 양(+)의 상관관계를 보여 주고 있다. 그러나 순위항목에서는 전체 36개의 상관계수중 27개(한국), 28개(미국), 26개(일본)가 음(-)적 상관관계를 이루고 있다. 이와 같은 음(-)의 상관관계는 척도의 입사티브 특성에 기인하는 것으로 척도의 공분산경우 각 항목의 행 혹은 열에 속한 요소들을 합하면 0이 된다.

자료의 정보손실을 피하기 위하여 9개 항목의 상관계수 보다는 공분산을 사용하였으며 공분산구조분석을 위하여 LISREL(Joreskog & Sorbom 1987)을 사용하였다. 공분산의 입증요인모형을 최우추정법(maximum likelihood estimation method, MLE)을 통하여 분석함으로써, 앞에서 소개한 입사티브 공통요인모델의 비제약 모수(unconstrained parameter)에 대한 추정치를 얻었다. <표 2>는 입사티브 단일요인모델에 대한 입증요인분석의 결과로서 제안모델의 적합도와 모수의 최우추정치를 요약하고 있다.

3. 3. 1 제안모델의 평가

공분산구조모델의 전반적 적합도를 평가하기 위하여 다양한 평가지표가 개발되어 있다. 순위 LOV측정모델의 적합도를 검토하기 위하여 본 연구에서는 LISREL모델이 제공하는 4개의 적합지표- χ^2 , GFI(Goodness-of-fit index), AGFI(Adjusted GFI), RMR(Root mean square residual)--와 표본규모에 민감하지 않은 $\Delta\chi^2$, TLI(Tucker & Lewis 1973), BBI(Bentler & Bonett 1980)를 사용하였다.

첫째, 비제약 공분산(unconstrained covariance)에 대비한 제안모델의 공분산(covariance implied by the proposed model)을 검증하는 최우비율 검증통계량(likelihood ratio test statistic) χ^2 에서 볼 때, <표2>의 입사티브 요인모델은 자유도(degree of freedom) 19에서 한국집단은 $\chi^2 = 38.68$, $p = 0.005$, 미국집단 $\chi^2 = 155.59$, $p = 0.000$, 일본집단 $\chi^2 = 68.86$, $p = 0.000$ 이었다. 따라서 제안된 입사티브 모델은 3개 집단 모두에 걸쳐 0.01의 유의수준에서 기각되었다. 그러나 Bagozzi & Yi(1988), Joreskog & Sorbom(1982), Marsh, Balla, & McDonald(1988)등이 지적했듯이, χ^2 이 타당한 검증통계량이 되려면, 첫째, 모든 관찰변수는 다변수 정규성(multivariate normality)를 지녀야하며, 둘째, 분석은 표본 상관계수가 아닌 공분산에 근거해야 하며, 셋째, 표본은 비교적 큰 규모를 지니고 있어야 한다. 하지만 이와 같은 가정이 실제로 충족되는 경우가 드물 뿐 아니라, χ^2 은 표본규모와 가정된 다변수 정규성의 이탈정도에 민감하기 때문에 실제 활용상 잠재적 문제를 지니고 있다. 따라서 Bagozzi & Yi(1988)에 따르면 χ^2 를 검증통계량으로 생각하기 보다 χ^2 값의 크기에 따라 적합 혹은 부적합의 정도를 결정하는 지표로 사용될 필요가 있다. χ^2 의 규모와 자유도에서 볼 때 모델의 적합성은 한국, 일본, 미국집단 순으로 나타났다. 미국은 가장 큰 규모의 표본($n=658$)

이기 때문에 가장 높은 χ^2 값을 지닌 것으로 추정할 수도 있으나 한국은 일본보다 큰 표본규모임에도 불구하고 일본보다 작은 χ^2 값으로 관련 p값은 .005으로 나타나 가장 우수한 적합도를 보여 주었다.

χ^2 과 달리 LISREL의 나머지 3가지 적합지표에서 제안모델은 한국집단의 경우 그 적합성이 나타났으나 나머지 집단에서는 만족스럽지 못하였다. 표본규모와는 독립적이며 정규성의 이탈에 비교적 민감하지 않는 적합지표 GFI, AGFI(Joreskog & Sorbom, 1984)에서 한국집단은 GFI = 0.967, AGFI = 0.938, 각 지수가 0.9를 상회하여 실용적 관점에서 의미있는 모델로 결론지을 수 있었다(Bagozzi & Yi(1988)). 하지만 미국집단과 일본집단은 이보다 약간 뒤 떨어진 결과를 보여 주었다. 또한 모델잔차의 분산·공분산의 평균값으로 표본 분산 공분산의 크기와 관련하여 해석되는 RMR에서 한국집단은 0.297로서 그 값이 비교적 작기 때문에 제안모델의 적합성이 뒷받침되었으나 미국과 일본집단은 0.4를 상회하는 높은 수치를 보여 주었다. 전반적으로 한국집단은 미국과 일본집단에 비하여 적합도에서 우수한 것으로 보이며 가장 큰 표본집단인 미국은 χ^2 에서는 일본에 뒤처지지만 나머지 척도(GFI, AGFI, RMR)에서는 오히려 일본을 약간 앞섰다.

지금까지의 지표는 제안모델의 결과만을 토대로 한 기초지표(stand-alone index)라 한다면 표본규모의 χ^2 에 대한 영향을 완화시키기 위한 증분적합지표(incremental fit index)측면에서 또한 제안모델을 검토하였다. 이들 지표는 제안모델(proposed model) 뿐만 아니라 기초모델(null model)의 χ^2 값과 관련 자유도를 LISREL프로그램을 이용하여 산출하고 이들을 적합지표식에 대입함으로써 구할 수 있었다.

모델 적합성을 평가하기 위한 가장 간단한 증분지표는 $\Delta\chi^2$ (χ^2 값의 차이)를 이용한 방법이다. 이는 계층관계(nested)를 갖는 2개의 모델을 χ^2 값의 차이($\Delta\chi^2$)와 관련 자유도의 차이($\Delta d.f.$)를 토대로 모델의 유의성을 평가하는 방법이다. 본 연구에서는 제안모델의 적합성을 평가하기 위하여 기준모델로 공통요인을 지니고 있지 않는 무요인(zero-factor) 모델(즉, 식11)에서 요인적재량 Δ_i 를 0으로 제약한 $\Sigma_s = A^* \Theta A^*$ 을 제안(단일요인)모델과 χ^2 값 차이에서 비교했다. 무요인 모델과 비교했을 때 $\Delta d.f. = 8$ 에서 한국은 $\Delta\chi^2 = 119.23$, 미국은 $\Delta\chi^2 = 288.09$, 그리고 일본은 $\Delta\chi^2 = 59.95$ 로 나타났다. 3집단 모두에 있어 관련 p값은 0.000으로 $\Delta\chi^2$ 에서 볼 때 제안모델의 단일요인구조는 통계적 유의성을 지니고 있다고 볼 수 있다. 즉, 무요인 구조에 부과되었던 제약조건을 완화한 제안모델은 가치요인(내부, 외부·인간관계적)의 통계

적 유의성을 지니고 있을 뿐 아니라 모델적합도에서도 상당한 향상을 가져왔다. x^2 와는 달리 Δx^2 에서는 미국은 그 어느 집단보다 제안모델의 통계적 유의성을 강하게 보여 주었다. 그러나 입사티브 척도 x 에 대하여 2요인(two-factor)구조로 모델을 확대하였을 때는 부적합한 결과(improper solution)로 말미암아 Δx^2 측면에서의 모델비교가 불가능하였다.

다른 2개의 적합지표 TLI와 BBI에서 한국집단은 0.8에 비교적 근접하는듯 하였으나 나머지 2 집단은 매우 부진한 결과를 보여 주었다. 여하튼 3집단에 걸친 지수 모두가 0.9에 미달하는 관계로 제안된 입사티브 요인모델의 적합성은 다른 대안모델을 통하여 향상될 필요가 있음을 시사하였다. 하지만 이들 적합지표의 수치는 지표가 표본규모와는 독립이라는 가정하에서 산출된 것임을 유의할 필요가 있다(Marsh, Balla, & McDonald 1988).

3. 3. 2 요인모델의 모수추정

모델모수의 추정에 앞서 행렬 A 는 이미 정의되었기 때문에 대각선의 요소는 0.89, 비대각선의 경우는 -0.11로 고정되었으며 또한 공통요인(common factor)의 분산 역시 1로 고정되었다. 이와 같은 제약조건하에서 Δ_x 와 Θ 의 9개 비제약 모수 각각을 추정하였다. 여기서 주목해야 할 것은 앞에서 언급하였듯이 모델의 속성으로 말미암아 추정계수치 Δ_x 의 합계는 0이며, 추정시에 포함하지 않았던 항목 SR(자기존중)의 추정계수치는 나머지 8개 항목의 계수치의 합에 -1을 곱함으로써 구하여진다. 그리고 (식7. 4)에서 볼 수 있듯이, 각 Δ_x 추정계수치는 미지의 요인적재치 평균과의 편차 편차를 나타내므로 절대적인 측면에서 해석하는 것은 불가능하다. 오히려 9개 적재계수에 대한 상대적 순위에 의하여 해석될 수 있을 것이며, 이 경우 항목들의 순위는 응답자가 이들 항목들에 대한 순위결정의 토대가 되는 요인을 반영하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

우선 요인적재치에서, <표2>의 3개 집단은 대부분 통계적으로 유의한 추정값을 보여 주었다. 한국집단의 경우에는 1항목(FE)이, 일본은 3항목(SF, EX, SE)이 통계적으로 유의하지 않은 반면 미국집단에서는 전 항목이 통계적으로 유의한 계수추정치로 보여 주었다.

그간 LOV척도의 요인구조는 다양한 이론과 실증결과, 그리고 Kahle, Beatty, & Homer (1986)가 지적한데로 상황에 따라 상이한 요인구분이 제시되었다. Kahle(1983)는 실증결과

를 토대로 LOV척도의 요인구조를 제어위치(locus of control)에 따라 외적가치(external value) 항목으로 SB, BWR, SE을, 그리고 나머지 6개 항목을 내면적 가치(internal value)로 구분하였다. 또한, Kahle(1983)는 가치실현에 있어 인간의 중요성을 중시하고 이에 따라 LOV척도를 개인적(personal)요인과 비개인적(apersonal)요인으로 양분하였으며, Kahle, Beatty, & Homer(1986)는 이를 다시 3가지 요인-인간관계요인(WR, SB), 개인적 요인(SR, BWR, SF), 비개인적 요인(SA, SE, EX, FE)-으로 구체화하였다. 한편, Kamakura & Novak(1992)는 가치항목이 개인이익, 사회이익, 아니면 개인·사회이익(혼합이익)모두에 기여하는지 여부에 따라 구분하는 Schwartz & Bilsky(1987)에 따라 LOV척도를 개인이익(personal interest)요인-SR, SF, SA, BWR, FE, EX, WR-과 혼합요인-SB, WR, SE-으로 구분하였다.

본 연구에서는 요인적재치의 부호패턴에 따라 9개 항목으로 구성된 LOV척도의 내재요인(underlying factor)을 내면적 가치와 외적·인간관계적 가치라는 2가지 특성사이의 대조에 의하여 분류하였다. 이는 Homer & Kahle (1988)가 평정 LOV척도를 대상으로 탐색요인분석과 입증요인분석을 통하여 검증한바 있는 3요인구조-내부가치(SA, SF, EX, SR), 외부가치(SB, BWR, SE), 인간관계적 가치(FE, WR)-에서 외부와 인간관계요인을 통합하여 2개의 가치부류(내면적 가치, 외면·인간관계적 가치)로 재구성한 것이다. 즉, Δ_x 에서 5개 가치항목-SF(자기달성), BWR(존중을 받음), SA(성취감), SE(안전감), SR(자기존중)-모두는 적재치의 크기에서는 서로 상이할지라도 동일한 부호(양(+) 혹은 음(-))의 관계를 가져야 하며, 나머지 4개 항목--SB(소속감), FE(재미·즐거움), WR(따뜻한 관계), EX(흥미진진함)는 전자와는 반대 부호의 적재치를 지녀야 한다. 요인적재계수의 방향에 따라 구분하면 전자의 5개 항목은 개인가치의 내면적 특성을 측정하고 있으며 후자의 4개 항목은 가치의 외면·인간관계적 속성을 지닌다고 볼 수 있을 것이다. 이와 같은 적재치의 부호에 의한 요인의 구분 및 해석은 일반적인 요인분석과 상이한 것으로 이는 척도의 입사티브 특성과 원인제공에 따라 요인을 이원화 시킨 결과이다.

본 연구에서 제안한 가치항목의 이원분류, 3개 집단의 순위 LOV척도 자료에 대한 입증요인분석의 결과, 그리고 Kahle(1983)의 제안모델을 상호비교하였다. <표2>에서 한국집단의 경우 SB, FE, WR항목은 음(-)으로 외적·인간관계적 특성으로 SF, SA, SR은 양(+)으로 내면적 특성을 기대대로 나타났으나 외면적 특성으로 분류되었던 BWR과 SE항목과 내면적 요

인의 EXE항목은 예상밖으로 나타났다. 한국집단의 결과는 제안된 분류에 비교적 부합하는 반면, 미국집단의 결과는 제안모델의 기대와 상당한 거리가 있었다. 즉, 외적 특성으로 SB, BWR, SE, 그리고 내면적 특성으로 EX만이 나타나 전체 9개 항목중 4개만이 기대에 일치하였다. 적재치의 부호에 대한 명명을 달리 하는 경우에도 결과는 크게 향상되지 않았다. 일본의 경우 적재치 부호의 의미를 한국집단과 반대로 해석할 필요가 있는 듯 하다. 즉, 한국과 동일하게 해석하는 경우 단지 2항목(BWR, EX)만이 제안모델과 일치하였으나, 반대의 경우에는 내면적 특성으로 SF, SA, SR 그리고 외적 특성으로 SE, SB, WR, FE이 나타나 전체 9개 항목중 7개 항목이 제안과 일치하였다. 입증요인분석의 적재치 결과에서 볼때 본 연구의 분류는 한국과 일본집단에서는 상당히 일치하지만 미국에서는 많은 차이를 발견하였다.

다음으로 순위 LOV 척도의 3집단에 걸친 요인패턴 동일성(invariance of factor pattern)을 통계적으로 검증하기 위하여 연립입증요인분석(simultaneous confirmatory factor analysis, SCFA) 방법을 사용하였다(SCFA의 이해와 응용은 Alwin & Jackson(1981), Joreskog(1971)참조). 3집단에 걸쳐 요인적재량의 동일성을 고려한 제약모델과 그렇지 않은 비제약모델 사이의 $\Delta x^2(\Delta d.f.)$ 는 263.13(16), 관련 p값은 0.005보다 작았다. 따라서, 요인적재 패턴에 있어서 한국, 미국, 일본 집단 사이에는 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 한편, 다집단 사이의 요인패턴의 유사성을 검토하기 위하여 비모수 통계기법 Kendall의 일치계수(W-concordance)를 사용하였다. 변수 혹은 피평가자에 대한 관련 평가자(혹은 집단) 사이의 일치도(agreement)를 나타내는 일치계수는 0.222로 낮은 값을 가질 뿐 아니라 관련 p값이 0.7214로 통계적 유의성 또한 결여되었다.

이상의 결과에서 나타난 3개 집단 사이의 요인패턴상의 차이는 여러 요인에 기인할 수 있다. 첫째, Kahle(1983)와 Homer & Kahle(1988)의 연구는 미국 대학생을 연구대상으로 한 정한 반면, 본 연구에서는 미국집단 뿐만 아니라 한국과 일본 대학생을 대상으로 얻어진 것이다. 따라서 동일한 대학생 집단이라 할지라도 문화적 차이가 상이한 결과를 가져올 수 있을 것이다. 둘째, 측정척도의 상이성에 기인할 수 있다. 그간의 모든 선행연구에서는 평정 LOV 척도를 사용하였지만 본 연구에서는 개인가치의 비교성과 순위성에 충실한 순위 LOV척도를 사용하였다. 마지막으로, LOV척도 자체가 문제를 지닐 수 있는 듯 하다. LOV척도의 실제응답에 있어 응답자는 SA와 SF, FE와 EXE 항목을 명확하게 구분할 수 있을지 의문이다. 아울러 다른 개인가치의 측정척도에 비하여 LOV척도는 RVSN나 VALS처럼 광범하게 실증적 분

석이 이루어지지 못하였다. 일반성을 확보하기 위해서 다양한 집단에 걸친 실증을 통한 보다 명확한 개념화와 조작적 정의를 위한 노력을 계속하여야 할 것이다.

3. 3. 3 전제가정의 검토

전술한 적합지표에서 볼 때 제안 입사티브 요인모델에 대한 모델의 적합성은 어느 정도 입증되었다. 하지만 이와 같은 일부의 적합성에도 불구하고 입사티브 요인모델의 도출을 위한 전제조건을 검토해 볼 필요가 있다. Jackson & Alwin(1980)에 따르면, 입사티브 요인모델은 3가지의 조건을 전제로 한다. 첫째, 입사티브 특성을 지니고 있는 서열척도에 대응하는 가설적인 비입사티브 척도가 동일 모집단에 존재한다. 둘째, 모집단에 있어 입사티브 척도는 비입사티브 척도의 입사티브 변환과 동일하다. 셋째, 모집단의 비입사티브 척도에 대하여 어떤 공통요인모델이 존재한다. 제 2절에서는 입사티브 요인모델을 이해하기 위하여 비입사티브 자료를 명시적으로 입사티브 변환하였다. 하지만, 본 연구에서 사용된 순위LOV척도의 자료는 비입사티브 자료에 대한 명시적 입사티브 변환에서 얻어진 것이 아니라, 모집단에 이 순위자료에 대응하는 가설적인 비입사티브 자료가 존재하는 것으로 가정하였다. 이와 같은 Jackson & Alwin(1980)의 가정 하에서 지금까지 입사티브 요인모델을 제안하였고 또한 모델평가 및 모수추정이 이루어졌다.

하지만 불행하게도 입사티브 척도에 대한 이러한 가정의 적합성을 직접적으로 판별할 수 방법이 현재로서는 없다. Jackson & Alwin(1980)에 따르면 입사티브 척도와 비입사티브 척도 사이의 대응관계(correspondence)에 대한 가정의 판단은 실증자료로는 불가능하기 때문에 양 척도의 응답과정을 체계적으로 분석해야 하며, 이들 사이의 다양한 대응관계를 구축할 필요가 있다. 또한, 그들은 Monte Carlo simulation을 이용하여 다양한 가정에서 도출되는 요인구조를 비교할 것을 권고하고 있다.

전제가정을 검토하기 위한 관련 선행연구가 존재하지 않는 반면, Jackson & Alwin이 제시하는 시뮬레이션방법은 일반성과 실제성이 결여될 수 있다. 하지만 동일 표본집단에 있어 순위척도(y)와 비입사티브 척도(x, 예, 평정척도)를 대상으로 양 척도의 요인을 확인, 상호비교함으로써 가정의 적합성을 간접적으로나마 검토할 수 있을 것이다. 공분산구조모델에서 양 척도의 요인적재치(Δ_y , Δ_x)는 상호비교가 불가능하며 모델오차는 입사티브 변환(A) 관계에 있

다. 그러나 x와 y가 입사티브 대응관계에 있다면 (식4)와 (식7.5) 그리고 (식5.5)과 (식9.5)에서 볼 수 있듯이 입사티브 변환에도 불구하고 모델의 공통요인(common factor)과 요인상관관계가 각각 동일해야 한다. 따라서 양 척도 모두 단일요인모델을 가정하는 경우 각 척도의 요인사이의 관계는 통계적으로 유의한 양(+)의 상관관계를 지니게 될 것이다. 이를 검토하기 위하여 동일 표본집단에서 수집한 순위 LOV척도와 9점 평정 LOV척도의 실제자료를 대상으로 다음의 LISREL모델을 구성할 수 있다.

$$\begin{bmatrix} X \\ \vdots \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta_x & 0 & | & A & 0 \\ 0 & \Delta_y & | & 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \xi_x \\ \xi_y \\ \vdots \\ \delta_x \\ \delta_y \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$\text{COV} \begin{bmatrix} X \\ \vdots \\ Y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta_x & 0 & | & A & 0 \\ 0 & \Delta_y & | & 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_x & \phi_{xy} & | & 0 & 0 \\ \phi_{yx} & \phi_y & | & 0 & 0 \\ 0 & 0 & | & \delta_x & 0 \\ 0 & 0 & | & 0 & \delta_y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta_x & 0 \\ 0 & \Delta_y \\ A & 0 \\ 0 & I \end{bmatrix} \quad (13)$$

<표3>의 순위척도와 평정척도를 결합한 2요인모델에서 두 척도 요인사이의 상관관계 ϕ_{xy} 는 한국집단이 -0.385 (t=-5.635), 미국집단 -0.186 (t=-3.645), 일본집단 -0.232 (t=-2.183)으로 3집단 모두 통계적으로 유의하였다. 그러나 양 척도 요인사이의 통계적 유의성에도 불구하고 양(+)의 상관관계를 확보하는데 실패하였으며, 이는 Jackson & Alwin이 전제한 가정에 무리가 있음을 간접적으로 시사하고 있다. 하지만 이 결과로 결론에 이르기에는 또한 성급한 듯 하다. 우선, 본 연구에서는 비입사티브 LOV척도를 위하여 9점 평정척도를 사용하였다. 이는 여러 종류의 비입사티브 척도중 하나일 따름이며 만약 다른 종류의 비입사티브 척도를 사용하였을 경우 상이한 결과를 얻을 수도 있을 것이다. 그리고, 본 분석에서는 평정척도가 흔히 지닐 수 있는 문제점, 즉, 극단값 응답(end-piling)현상이나 이월효과(carry-over effect)등을 정확하게 고려할 수 없었다. 마지막으로, 양 척도 모두가 단일요인구조를 지니고 있는 것으로 가정하였으나 대안적 요인구조가 존재할 수 있을 것이다.

IV. 요약 및 결론

본 연구에서는 입사티브 특성을 지니고 있는 척도에 내재하는 공통요인(common factor)을 확인하는데 활용될 수 있는 입사티브 요인모델의 도출과정을 자세히 소개함으로써 이에 대한 이해를 얻고자 하였으며, 아울러 입사티브 특성을 지닌 순위 LOV척도의 실제자료를 이용하여 입사티브 요인모델의 실제 응용가능성을 평가하였다. 3개 집단의 자료(한국, 미국, 일본)를 대상으로 입증요인분석을 시행한 결과, 입사티브 요인모델이 비록 순위 척도에 내재한 입사티브 속성을 충실하게 반영하는 분석기법이라 할 지라도 그것의 광범한 이용가능성에 대한 결론은 아직 이른 듯 하다. 단일공통요인에 근거한 측정모델은 한국집단의 경우에는 전 반적으로 만족스러운 적합도를 보여 준 반면 나머지 집단에서는 부진하였다. 본 연구에서 제안한 이원화된 요인적재치의 패턴은 평정척도를 이용한 선행연구의 분류 결과와 부분적으로 일치하였다.

그러나 순위척도에 대한 입사티브 요인의 광범한 활용에 앞서 입사티브 요인모델이 전제하는 가정의 적합성에 대한 추가 연구가 필요한 듯 하다. Jackson & Alwin (1980)이 전제한 모집단에서의 입사티브 척도(x)와 비입사티브 척도(y)사이의 입사티브 대응관계, 즉, $x = Ay$ 는 양 척도의 공통요인간의 상관관계에 근거한 간접적인 방법에서 볼 때 그들의 입사티브 대응관계는 합당한 전제조건이 되지 못하였다. 본 연구에서는 실제 자료를 대상으로한 입사티브 변환관계에 한정하였으나, 미래연구에서는 simulation의 인위적 자료를 대상으로 모집단의 척도 사이의 다양한 대응관계를 검토할 필요가 있다. 이 경우, 입사티브 척도를 비입사티브 척도와의 단순한 입사티브 변환(A)관계로 파악하기 보다는 양 척도의 측정절차와 응답자 반응패턴을 보다 현실성있게 감안하는 변환행렬(transformation matrix)이어야 할 것이다.

본 연구는 몇 가지 문제점과 한계를 지니고 있다. 첫째, 본 연구의 입사티브 측정모델은 단일요인(single factor)을 설정하고 요인적재치의 부호 패턴에 따라 구분하였다. 하지만 미래 연구에서는 대안적 변환행렬 뿐만 아니라 척도의 다면성(multi-dimensionality)(평정척도를 이용한 선행연구와 같이)을 동시에 고려할 필요가 있다. 둘째, 본 연구에서는 입증요인분석을 위한 추정에서 최우추정법(MLE)을 사용하였다. 이 추정법은 모집단에서 척도의 다변수 정규분포를 전제로 하는 반면, 본 연구에서 몇 개의 순위변수는 일양분포(uniform distri-

bution) 혹은 비대칭적인(skewed) 분포를 보여 주었다. 이로 말미암아 연속변수의 분포에 대한 다변량 정규성(multivariate normality) 가정은 완전히 충족되지 못하였으며, 추정치가 최우추정 특성을 지니고 있지 못할 가능성이 있다. 따라서 향후 연구에서는 자료를 연속척도가 아니라 서열척도로 파악하고 polychoric 상관계수를 토대로 모델을 분석할 필요가 있다. 마지막으로 본 연구에서는 입사티브 요인모델의 응용성을 평가하기 위하여 학생집단을 대상으로 순위 LOV척도만을 검토하였다. 그러나 요인적재량의 패턴에서 볼 때, 비록 3개 집단 모두 학생집단이라는 동질성을 지니고 있었지만 상이한 문화적 배경은 결과에 있어 엄청난 차이를 가져 왔다. 따라서 향후 연구에서는 표본을 한 국가에 한정하고 세대별(generation) 혹은 성별(gender)로 세분화하여 비교 분석할 필요가 있는 듯 하다. 또한 개인가치(personal value)를 측정하는 순위척도에는 LOV척도, RVS척도를 포함한 여러 가지 방법이 있으나 본 연구에서는 LOV척도만을 대상으로 하였다. 따라서 입사티브 모델의 유용성을 보다 정확히 평가하기 위해서는 다양한 입사티브 척도를 활용하여 연구할 필요가 있다.

참 고 문 헌

1. Alwin, Duane F. and David J. Jackson (1981), "Applications of Simultaneous Factor Analysis to Issues of Factor Invariance," in *Factor Analysis and Measurement in Sociological Research*, D. J. Jackson and E. F. Borgatta, eds, 249-279.
2. _____ and _____ (1982), "Adult Values for Children : An Application of Factor Analysis to Ranked Preference Data," in *Social Structure and Behavior Essays in Honor of William Hamilton Sewell*, R. M. Hauser, D. Mechanic, A. O. Haller, and T. S. Hauser, eds, 311-329.
3. Bagozzi, Richard P. and Youjae Yi (1988), "On the Evaluation of Structural Equation Models," *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16 (1), 74-94.
4. Beatty, Sharon E., Lynn R. Kahle, Pamela Homer, and Shekhar Misra (1985), "Alternative Measurement Approaches to Consumer Values : The List of Values

- and the Rokeach Value Survey," *Psychology and Marketing*, 2 (3), 181-200.
5. Bentler, P. M. and D. G. Bonett (1980), "Significance Tests and Goodness of Fit in the Covariance Structures," *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
 6. Cattell, R. B. (1944), "Psychological Measurement : Ipsative, Normative and Interactive," *Psychological Review*, 51, 292-303.
 7. _____ (1952), *Factor Analysis*, New York : Harper & Row.
 8. Clemans, W. B. (1956), "An Analytical and Empirical Examination of Some Properties of Ipsative Measures," Ph. D. dissertation, University of Washington.
 9. Feather, Norman T. (1973), "The Measurement of Values : Effects of Different Assessment Procedure," *Australian Journal of Psychology*, 25 (3), 221-231.
 10. Grunert, Klaus, S. Grunert, and Sharon E. Beatty (1989), "Cross-Cultural Research on Consumer Values," *Marketing and Research Today*, 17, 30-39.
 11. Guilford, J. P. (1954), *Psychometric Methods*, New York : McGraw-Hill.
 12. Homer, Pamela and Lynn R. Kahle (1988), "Structural Equation Test of the Value-Attitude-Behavior Hierarchy," *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 638-646.
 13. Horst, P. (1965), *Factor Analysis of Data Matrices*, New York : Holt, Rinehart & Winston.
 14. Jackson, David J. and Duane F. Alwin (1980), "The Factor Analysis of Ipsative Measures," *Sociological Methods & Research*, 9 (2), 218-238.
 15. Joreskog, Karl G. (1971), "Simultaneous Factor Analysis in Several Populations," *Psychometrika*, 36, 409-426.
 16. Joreskog, Karl G. and Dag Sorbom (1982), "Recent Development in Structural Equation Modeling," *Journal of Marketing Research*, 19 (Nov.), 404-416.
 17. _____ and _____ (1987), *LISREL : Analysis of Linear Structural Relationships*, Chicago, IL : Scientific Software, Inc.
 18. Kahle, Lynn R. (1983), *Social Values and Social Change : Adaptation to Life in America*, New York : Praeger.

19. _____, Sharon E. Beatty, and Pamela Homer (1989), "Consumer Values in Norway and the United States : A Comparison," *Journal of International Consumer Marketing*, 1 (4), 81-92.
20. Kohn, M. L. (1976), "Social Class and Parental Values : Another Confirmation of the Relationship," *American Sociological Review*, 538-545.
21. Kamakura, Wagner A. and Thomas P. Novak (1992), "Value-System Segmentation : Exploring the Meaning of LOV," *Journal of Consumer Research*, 19(Jun.), 119-132.
22. Marsh, Herbert W., John R. Balla, and Roderick P. McDonald(1988), "Goodness-of-Fit Indexes in Confirmatory Factor Analysis : The Effect of Sample Size," *Psychological Bulletin*, 103(3). 391-340.
23. Maslow, Abraham H.(1954), *Motivation and Personality*, New York : Harper.
24. Pitts, Robert E. and Arch G. Woodside(1983), *Personal Values and Consumer Psychology*, Lexington, MA : Lexington Books.
25. Rokeach, Milton(1973), *The Nature of Human Values*, New York : Free Press.
26. Schwartz, Shalom H. and Wolfgang Bilsky(1987), "Toward a Theory of the Universal Content and Structure of Values : Extensions and Cross-cultural Replications," *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(5), 878-891.
27. Swenson, Michael J. and Joel Herche(1994), "Social Values and Salesperson Performance : An Empirical Examination," *Journal of the Academy of Marketing Science*, 22(3), 283-289.
28. Tucker, L. R. and C. Lewis(1973), "The Reliability Coefficient for Maximum Likelihood Factor Analysis," *Psychometrika*, 38, 1-10.

Ipsative Factor Analysis of LOV(List of Values)

Mahn Hee Yoon*

ABSTRACT

Rankings are a common approach to the measurement of values in marketing research, and the methods of common factor analysis are often used to examine the underlying dimensions among ranked value items. However, the ranking scale has an ipsative property so that the usual assumptions of the common factor model do not hold.

This study introduces the nature of ipsative factor model(Jackson & Alwin 1980; Alwin & Jackson 1982) and discusses its applicability to LOV(List of Values) using student groups of three different nations. The proposed ipsative model in the Korean sample showed a satisfactory data-fitness and its parameter estimates appear to be considerably consistent with those of non-ipsative factor models in previous research.

However, the wider application of ipsative model seems to be still premature, since the rest two samples(U. S. A. and Japan) provided unfavorable results.

The future research needs to develop alternative transformation matrices which better reflect the difference in the response processes involved in producing data with ipsative and nonipsative properties. Also, more attention is needed to the specification of possible alternative factor models of ipsative data that represent both latent structure and ipsative properties.

* Assistant Professor, Dept. of Management, Daegu University

韓國經營學會

編輯方針 343

「經營學研究」投稿要領 345

「경영학연구」 편집방침

「경영학연구」는 한국 경영학 분야의 학술적 지식의 축적에 기여하고자 경영학 전 분야에 걸친 경험적, 개념적 연구논문 등을 게재하고 또한 한국경영학회 회원들에게 학문토론의 기회를 제공하고 그들의 교육활동에 도움이 될 학술자료를 제공하고자 경영학교육에 관한 연구, 서평, 및 경영학 연구에 실린 논문에 관한 의견 등을 게재하는 한국경영학회의 학술지이다.

이에 “경영학연구” 편집위원회(이하 편집위원회라 칭함)는 한국경영학회의 학문적 발전을 위하여 수준높은 경영학관련 논문들을 공정하고 신속하게 심사, 편집, 발간함을 그 목적으로 한다.

※ 편집방침

- (1) 경영학 분야에 관심이 있는 사람은 누구나 본 학회지에 투고할 수 있다.
- (2) 연구논문은 다른 간행물에 발표되지 아니한 것이어야 한다.
- (3) 논문의 내용에 대한 책임은 집필자가 진다.
- (4) 논문의 판권은 달리 명시되지 않는 한 한국경영학회가 갖는다.
- (5) 투고된 논문은 반환하지 아니 한다.
- (6) 논문의 심사과정
 - ① “경영학연구” 투고요령에 맞게 제출된 원고만 심사의 대상이 된다. 따라서 편집위원장은 투고요령에 맞지 않는 원고에 대해서는 투고자에게 보완을 요청할 수 있다.
 - ② 논문이 접수되면 편집위원장은 즉시 논문접수일자를 저자에게 서면으로 통지하며 이와 동시에 분야별 편집위원에게 2인의 심사위원 선정을 의뢰한다.
 - ③ 편집위원이 자신의 논문을 투고할 경우 편집위원장이 임시편집위원을 선정하여 심사위원을 위촉하도록 한다.
 - ④ 투고된 논문은 2인의 심사위원에 의해 비밀심사(심사위원에게는 논문저자의 이름을 비밀로 하고 논문저자에게는 심사위원의 이름을 비밀로 하는 심사방법)를 받는다. 심사의 결과가 게재가와 게재불가로 양분되는 경우 제3심사는 편집위원이 행한다. 단 논문의 내용상 제3자의 심사가 필요하다고 판단될 경우 편집위원장이 제3의 심사위원을 선정할 수 있다.
 - ⑤ 편집위원장으로부터 논문심사를 의뢰받은 심사위원은 의뢰 받은 날로부터 15일 이내에 심사를 끝내고 그 결과를 편집위원회의 소정양식에 의거하여 서면으로 편집위원장에게 통지하여야 한다. 선정된 심사위원이 불가피한 사정으로 논문심사를 할 수 없을 때에는 즉시 편집위원장에게 통보하여야 한다.

- ⑥ 편집위원장은 제3심사까지를 포함한 1차심사가 완료된 후 집필자에게 그 결과를 통지하며 심사의 결과에 따라 논문의 수정을 요구할 수 있다.
 - ⑦ 편집위원장으로부터 논문의 수정을 요청받은 집필자는 수정을 요청받은 날 다음에 오는 첫 방학 마지막 날까지 논문을 수정하여 편집위원회에 다시 제출하여야 한다. 집필자는 수정논문과 함께 수정요지를 제출하여야 한다. 집필자가 사유를 통보하지 않고 그때까지 수정된 논문을 제출하지 않을 경우 자신의 논문을 논문심사과정으로부터 철회한 것으로 간주한다.
 - ⑧ 논문집필자가 수정하여 다시 제출한 논문은 1차 심사자가 다시 심사하도록 한다.
 - ⑨ 편집위원회는 위의 과정을 통과한 논문만을 게재한다.
 - ⑩ 특별기고로 초청받은 논문의 경우도 위와 같은 심사과정을 경유하여 필요한 수정을 필한 후 게재한다.
- (7) 논문 게재결정의 기준은 다음과 같다.
1. 연구주제의 중요도(이론적 실무적 및 교육적 기여도)
 2. 연구방법의 타당성
 3. 내용의 창의성
 4. 논문 내용의 효과적인 의사전달
 5. 기타 편집기술상의 요건에 부합되는 정도
- (8) 논문의 게재순서는 편집위원회가 논문을 접수한 날이 빠른 순서를 원칙으로 하고 편집위원장이 논문의 중요성과 독창성을 감안하여 이를 조정할 수 있다.
- (9) 논문게재예정증명은 게재가 확정된 후에야 발행할 수 있다.
- (10) “경영학연구”는 매년 4회(2월, 5월, 8월, 11월) 발간한다.

경영학연구 투고요령

1. 투고자는 원고 3부를 본 학회 편집위원회로 제출하여야 한다.
2. 원고의 접수일은 원고가 본 편집위원회에 도착한 날로 한다.
3. 원고는 국문 혹은 국한문 혼용으로 쓰여져야 한다.
4. 원고는 한글로 작성하는 것을 원칙으로 하며 그 길이는 도표를 포함하여 21×28cm(A4용지)에 한줄 건너 타자하여 20매 내외로 한다. 게재가 확정되면 집필자는 최종본 2부와 논문을 담은 3.5" Diskette을 편집위원회에 제출하여야 한다.
5. 원고 제1면에는 국문으로 원고제목, 투고자의 성명 및 소속기관, 연락처 및 전화번호 등을 명기하고 원고 매수를 표시한다.
6. 원고 제2면부터 본문에 들어 가기 앞서 국문 및 영문초록과 목차를 표시한다. 국문초록과 영문초록의 길이는 1매 이내로 한다.
7. 학술용어는 될 수 있는 한 국문으로 쓰되 번역이 곤란한 경우에 한해 영문으로 쓸 수 있으며 번역된 용어의 이해를 돕기 위하여 영문을 괄호안에 넣어 덧붙일 수 있다.
8. 모든 표 및 그림은 선명하게 그리며 해당번호(예 <표 1>, <그림 3>)와 제목 또는 설명을 붙여야 한다.
9. 각주(Footnote)는 최소화하되 꼭 필요한 경우에만 작성한다.
10. 각주(Footnote)는 어구의 오른쪽 상단에 일련번호를 붙여 표시하고 그 내용은 각면 아래 부분에 작성한다.
11. 참고문헌은 본문의 마지막에 장을 달리하여 기재한다. 참고문헌의 기재순서는 국문문헌, 외국어문헌의 순서로 하며, 국문문헌의 경우 가나다순으로, 영문문헌은 알파벳순으로 기재한다.
12. 본문 중 문헌인용의 경우 이름과 발표년도를 표기한다. 또한 특정 부분을 인용한 경우에는 페이지도 함께 기재한다.
(보기)
(김수곤, 1978) (Trice & Beyer, 1991 : p.150)
13. 참고문헌의 표시방법은 아래와 같다. 정기간행물의 경우 저자명, 연도, 논문제목, 간행물이름(국내문헌의 경우 고딕체로, 외국문헌의 경우 이탤릭체로 표시), 권(Vol), 페이지 순으로 한다. 정기간행물이 아닌 경우는 저자이름, 연도, 도서이름(국내문헌의 경우 고딕체로, 외국문헌의 경우 이탤릭체로 표시), 출판회수(2판 이상), 권(2권 이상), 출판지, 출판사 이름의 순으로 기재한다.
(보기)
김수곤(1978), 임금과 노사관계, 서울 : 한국개발연구원.

- 이필상(1994), "통화신용정책이 증권시장에 미치는 영향에 관한 연구", *경영학연구*, 23, 189-215.
- 손태원(1992), "공정보상에 대한 인식과 태도", 황일청(편), *한국사회의 불평등과 형평*, 서울 : 나남(209-250)
- O'Reilly, C. A., Chatman, J., and Caldwell, D. F. (1991), "People and Organizational Culture : A Profile Comparison Approach to Assessing Person-Organization Fit", *Academy of Management Journal*, 34, 487-516.
- Organ, D. W. (1988), *Organizational Citizenship Behavior : The "Good Soldier" Syndrome*. Lexington, MA : Lexington Books.
- Rousseau, D. M., and Parks, J. M. (1993), "The contracts of Individuals and Organizations", in L. L. Cummings & B. M. Staw(Eds.), *Research in Organizational Behavior*, Vol 15, Greenwich, CT : JAI Press(1-43).

「經營學研究」投稿要領

「經營學研究」에의 논문제출은 별도의 原稿마감일이 없습니다. 따라서 경영학분야에 관심을 가지고 계신분이라면 언제든지 논문을 제출하실 수 있습니다. 심사과정을 거쳐 게재확정된 논문은 게재결정 이후 가장 가까운 시기에 발간되는 「경영학연구」에 게재됩니다.

논문을 제출하실 때는 총 3부를 등기우편으로 아래의 주소로 제출하여 주시기 바라며, 제출되는 논문의 해당분야(국제경영, 인사조직, 재무론, 마케팅, 생산관리, 경영정보, 회계학, 전략경영) 및 연락가능한 주소와 전화번호를 명시하여 주시기 바랍니다.

「경영학연구」에 실리는 논문은 가설검증적인 것 뿐만 아니라 개념적이며 가설도출적인 것도 게재합니다. 한국적 경영학 이론의 발전수준을 감안한다면 가설도출적 논문이 더 큰 학문적 기여를 한다고 생각되기 때문입니다. 따라서 가설검증적 논문이든 가설도출적 논문이든 상관없이 심사에 통과된 논문은 그 논문이 접수된 순서에 따라 그 다음에 발행되는 학회지에 게재합니다. 또한 좋은 책의 서평 역시 계속해서 게재합니다. 이러한 분야에 대한 많은 투고를 기다립니다.

보내실 곳 : 136-701 서울특별시 성북구 안암동 5가 1번지 고려대학교 경영학과
김인수 교수연구실

※ 우편 이용시 반드시 등기로 보내주시시오.

편 집 후 기

이 한권의 「경영학연구」가 만들어지기까지 많은 분의 노력이 있었습니다. 소중한 논문을 작성하여 제출하여 주신 회원여러분, 바쁘신중에도 논문을 심사해주신 심사위원들, 그리고 편집위원들의 노력이 없었다면 이러한 결실은 불가능하였을 것입니다. 먼저 이렇게 많은 노력을 보여주신 모든 분들께 감사를 드립니다. 특히 지난 한해 동안 논문을 읽고 성심성의껏 심사해주신 아래의 심사위원 여러분께 진심으로 깊은 감사의 말씀을 드립니다.

1994년도 수고해 주신 심사위원 명단

강영무(동아대)	김종식(한림대)	백종현(서강대)
강호상(서강대)	김중훈(인천대)	서성무(중앙대)
강효석(한국외국어대)	김주현(숙명여대)	서의호(포항공대)
고시천(건국대)	김지홍(연세대)	서인덕(영남대)
곽수근(서울대)	김진우(연세대)	성태경(경기대)
곽수일(서울대)	김효근(이화여대)	송계충(충남대)
구본열(충북대)	노진표(강원대)	송석훈(경상대)
구본일(연세대)	민남식(강릉대)	송인만(성균관대)
권구혁(연세대)	민대환(고려대)	신건철(경희대)
권업(계명대)	민재형(서강대)	신만수(고려대)
김강식(항공대)	박기찬(인하대)	신성환(한국금융연구원)
김경호(홍익대)	박내희(서강대)	신수식(고려대)
김권중(숙명여대)	박세훈(숙명여대)	신영수(연세대)
김기호(울산대)	박순달(서울대)	신준용(고려대)
김병순(단국대)	박오수(서울대)	신희철(홍익대)
김상국(경희대)	박의범(강원대)	안광호(인하대)
김상훈(광운대)	박주석(경희대)	안태식(아주대)
김성국(이화여대)	박준성(성신여대)	양창삼(한양대)
김영걸(KAIST)	박찬수(한국외국어대)	오세조(연세대)
김영곤(아주대)	박해철(중앙대)	오재인(단국대)
김용준(성균관대)	박헌준(연세대)	오형재(서울시립대)
김인호(한양대)	방석범(중앙대)	용세중(아주대)
김재일(서울대)	배종태(KAIST)	원종근(한국외국어대)
김종대(충북대)	백기복(국민대)	유관희(한양대)

유상진(계명대)
 유일성(부산수산대)
 윤세준(연세대)
 이경룡(서강대)
 이광철(홍익대)
 이대선(서강대)
 이도화(인제대)
 이동기(서울대)
 이두희(고려대)
 이만우(고려대)
 이명식(국은경제연구소)
 이명철(성균관대)
 이상범(서울시립대)
 이상수(인하대)
 이성호(경희대)
 이순용(동국대)
 이순철(홍익대)
 이승영(동국대)
 이유재(서울대)
 이은상(경희대)
 이장로(고려대)
 이장우(경북대)

이장호(서강대)
 이재경(국민대)
 이재유(한양대)
 이진용(서울산업대)
 이진주(KAIST)
 이창우(서울대)
 이철(홍익대)
 이호선(단국대)
 이효익(성균관대)
 임영균(광운대)
 임운철(STEPI)
 임창희(홍익대)
 임채운(국민대)
 장국현(광주대)
 장대련(연세대)
 장세진(고려대)
 전달영(충북대)
 전인수(홍익대)
 정광선(중앙대)
 정운오(한양대)
 정태영(홍익대)
 정혜영(경희대)

조규진(광운대)
 조재운(아주대)
 주우진(서울대)
 최관(성균관대)
 최만기(계명대)
 최종연(한양대)
 최종욱(상명여대)
 최홍식(한국조세연구소)
 한경석(송실대)
 한동(경희대)
 한상린(충남대)
 한인구(KAIST)
 한장희(전남대)
 한재민(고려대)
 허문구(POSRI)
 허성관(동아대)
 현선해(성균관대)
 현용진(아주대)
 홍일유(중앙대)
 황석하(덕성여대)
 황선웅(중앙대)

(가나다순)

논문심사 결과

(1994년도에 제출된 논문)

논문분야	제출된 논문수	게재수락		게재거부		심사과정중	
		논문수	비율	논문수	비율	논문수	비율
회계학	16	5	31.3	4	25.0	7	43.7
마케팅	14	4	28.6	5	35.7	5	35.7
국제경영	13	4	30.8	2	15.4	7	53.8
인사조직	12	4	33.3	1	8.3	7	58.4
재무관리	10	4	40.0	2	20.0	4	40.0
생산/OR	7	3	42.85	1	14.3	3	42.85
경영정보	7	1	14.3	1	14.3	5	71.4
경영전략	4	—	—	—	—	4	100
계	83	25	30.1	16	19.3	42	50.6

編 輯 委 員 會

편집위원장 : 김인수(고려대)

간사편집위원 : 문형구(고려대)

편집위원 :

김대식(한양대)

이창우(서울대)

김선식(숙명여대)

조태훈(건국대)

김인수(고려대)

추휘석(연세대)

김효석(중앙대)

한민희(한국과학기술원)

성태경(경기대)*

(가나다순)

* 김경규(인하대) 교수의 안식년으로 1994년 12월부터 편집위원으로 수고하게 되었습니다.

經 營 學 研 究

(通卷 39號)

1995年 2月 20日 印刷

1995年 2月 25日 發行

발행인 황 일 청

편집인 김 인 수

고려대학교 경영학과

Tel) 920-1165 Fax) 921-7246

발행처 한 국 경 영 학 회

서울특별시 종로구 사직동 304-28

한국사회과학도서관 5층

Tel) 734-0582 Fax) 734-0583

영신인쇄사